

【論 説】

日本の地域景気循環に対する
クロスウェーブレット解析

石 山 健 一

目 次

1. はじめに
 2. 時系列間のコムーブメントとクラスタリング
 3. 都道府県別鉱工業生産指数
 4. コムーブメントを引き起こす要因
 5. おわりに
- 参考文献

1. はじめに

2つの時系列が一時的に、あるいは長期にわたって似通った変動をする現象をコムーブメントという¹⁾。一国内の複数の地域は、通常、その国全体をそれぞれ相似的に縮小したものではなく、それぞれの地域には特色がある。それゆえ、同じ国の異なる地域で似通った景気循環が観測される、言い換えれば地域景気循環のコムーブメントが起こるのは当然のことではない²⁾。互いに異なる特性を持った地域でありながら、それらの地域で類似した景気循環が観測されるとすれば、そこにはコムーブメントを引き起こす要因が存在するはずである。裏を返せば、各地域で異なる景気変動が観測されるとすればそのようになる要因が存在するということである。各地域の経済が景気循環の異なるフェーズにあるならば、例えば消費税増税といった国全体の経済に関わる政策はそれらの地域の差を拡大させてしまう危険性がある。地域の景気に違いがあるか、またその違いをもたらし要因が何であるかを把握することは大変重要なことである。それゆえ、これまで多くの経済学者によって

長く研究が積み重ねられてきた。

たとえば、30 年分の長時系列データの分析に基づき、Frankel and Rose (1998) は先進国の景気循環の間でコムーブメントが起きた要因を国際貿易による地域間の強い結び付きであると指摘している。Imbs (1999) は、産業構造が近い国同士で産業固有のショックによる景気循環のコムーブメントが起きると主張している。また、Stock and Watson (2005) では G7 の国を言語圏によって英語圏グループとユーロ圏グループに分けた場合、グループ内の国の間で実質 GDP 成長率の相関が高く、異なる言語圏グループの間では相関が低かったという結果を報告している。Selover et al. (2005) はアメリカ合衆国の異なる地域の景気循環が同期するという定型化された事実³⁾ に対し、この要因を地域に共通の外生的ショックでも貿易による地域間の強い結び付きでもなく、「モードロッキング」という非線形の現象であると説明している⁴⁾。非線形の高次元マクロモデル現象に対する数理科学的アプローチからは、Ishiyama (2010) が不安定周期軌道解析を用いて、国際貿易と資本移動によって強く結びついた 2 国の間ではそれぞれの国の景気循環が一巡するなかで景気循環の同期・非同期状態が切り替わることを例示しており、石山 (2013a) はウェーブレット解析によって変動相場制より固定相場の方が景気循環の類似性が若干高くなること、また、資本移動によっても類似性が高まることを例証している。そのほかに、日本における地域景気循環の類似性の要因に関する最近の実証分析からは、地理的關係が景気循環の相互作用において重要な役割を果たすという事実もいくつか報告されている⁵⁾。

地域の景気を何によって捉えるか、地域景気変動の間の関連性の強さをどのようにして測るか、そして関連性が高くなる要因をどのようにして特定するかという一連の問題に対してはおそらく全てのケースに有効なアプローチは存在しない。本研究では、日本における都道府県景気循環の関連性の要因をどのようにして解明していくかという問題を中心に計量分析の手法について議論する。

本論文の構成は以下の通りである。次節で、地域景気循環の類似性を定量

日本の地域景気循環に対するクロスウェーブレット解析（石山）
的に分析するための手法について議論する。第3節では地域景気循環を示す指標として都道府県別鉱工業生産指数に注目し、地域間の景気の関連性について分析する。地域の景気が類似した変動をする要因に関する分析方法については第4節で議論する。第5節で議論の結果をまとめ、今後の課題について言及する。

2. 時系列間のコムーブメントとクラスタリング

時系列のコムーブメントとは、2つの時系列が一時的に、あるいは長期的にわたって似通った変動をする現象を指す。コムーブメントの強さは、時系列の類似性の高さを意味する。地域景気循環のコムーブメントを捉える定量的な手法については石山（2013b）が概括しているが、スペクトル解析におけるコヒーレンシーやダイナミック・コリレーションなど、これまでに実に様々な方法が提案されている。しかし、景気循環には、理論上、在庫変動から技術革新まで様々なスケールでの変動⁶⁾があり、また、地域の構造や地域間の関係の変化等によって各スケールにおける地域景気循環のコムーブメントの強さが変化しうることを考慮すると、そのような時系列のコムーブメントの程度を適切に捉えるためには、元の時系列に含まれる特定のスケール・特定の時点における局所的なダイナミクスの特徴づけと、それに基づく2つの時系列の類似性の評価が必要であるという結論に至る。この考え方に従って Aguiar-Conraria and Soares（2011）が提案した2つの時系列間の「距離」の定義を以下で簡潔に説明する。なお、この定義は石山（2013b）で既に紹介されたものである。

長さ T の2つの時系列 $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2$ に対し、そのウェーブレット変換を、それぞれ $F \times T$ 行列 W_1, W_2 で表す。これは、 F 段階のスケールの周期的変動に着目して各時系列の時間局在的なダイナミクスを特徴づけたものである。さて、 W_2 のエルミート変換を W_2^H で表し、 W_1 と W_2^H の積を次のように特異値分解する。

日本の地域景気循環に対するクロスウェーブレット解析 (石山)

$$W_1 W_2^H = U \Sigma V^H \quad (1)$$

ここで, ユニタリ行列 U と V をそれぞれ

$$U = (\mathbf{u}_1 \quad \cdots \quad \mathbf{u}_F), \quad (2)$$

$$V = (\mathbf{v}_1 \quad \cdots \quad \mathbf{v}_F) \quad (3)$$

と表す。また,

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_F \end{pmatrix} \quad (4)$$

とする。さらに, $k = 1, 2, \dots, F$ に対し,

$$\mathbf{l}_1^k = \mathbf{u}_k^H W_1, \quad (5)$$

$$\mathbf{l}_2^k = \mathbf{v}_k^H W_2 \quad (6)$$

とおく。ベクトル \mathbf{l}_1^k , \mathbf{l}_2^k の成分 p_j^k , q_j^k に対して,

$$\mathbf{a} = (1, 0, \operatorname{Re}[p_{j+1}^k - p_j^k], \operatorname{Im}[p_{j+1}^k - p_j^k]), \quad (7)$$

$$\mathbf{b} = (1, 0, \operatorname{Re}[q_{j+1}^k - q_j^k], \operatorname{Im}[q_{j+1}^k - q_j^k]) \quad (8)$$

のなす角 θ_j ($j = 1, 2, \dots, F-1$) の平均

$$d(\mathbf{l}_1^k, \mathbf{l}_2^k) = \frac{1}{F-1} \sum_{j=1}^{F-1} \theta_j \quad (9)$$

を求め, σ_k を用いて $d(\mathbf{l}_1^k, \mathbf{l}_2^k)$ ($k = 1, 2, \dots, F$) を加重平均した

$$\operatorname{dist}(W_1, W_2) = \frac{\sum_{k=1}^F \sigma_k^2 d(\mathbf{l}_1^k, \mathbf{l}_2^k)}{\sum_{k=1}^F \sigma_k^2} \quad (10)$$

を元の 2 つの時系列間の「距離」と定義する。 $\operatorname{dist}(W_1, W_2)$ は 2 地域間の景

気循環の類似性が高くなるほどゼロに近い値となる。 $\text{dist}(W_1, W_2)$ には、「元の時系列の一方を c 倍 ($c \neq 0$) しても $\text{dist}(W_1, W_2)$ は不変」という性質がある。

$$\text{dist}(cW_1, W_2) = \text{dist}(W_1, W_2) \quad (11)$$

時系列間の類似性の指標がその単位に依存しないというのは類似性の指標として当然持っているべき性質であるが、式 (10) の「距離」に関しては、片方のみ符号を反転したときに様々なスケール・時間領域で重なるがその符号反転をしなければ逆の動きをしているようにみえる 2 つの時系列であっても、両者は類似しているという誤った判定を下してしまう問題があることには注意を払う必要がある。

次に、時系列間の「距離」に基づき、多数ある時系列を分類するアルゴリズムについて議論しよう。たとえすべての組み合わせの中で最も「距離」が小さい 2 つの時系列であっても、その「距離」が 0.5π に近い値であれば、これらの時系列は似ているとは言い難い。したがって、これ以上値が大きければ類似しているとはみなせないという閾値 dist_c を決めておく必要がある。仮に 4 つの時系列 $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \mathbf{x}_3, \mathbf{x}_4$ に対して、時系列間の「距離」の大小関係が以下ようになっていたとしよう。

$$\text{dist}(W_1, W_2) < \text{dist}(W_3, W_4) < \text{dist}_c < \text{dist}(W_1, W_3) < \dots < \text{dist}(W_2, W_4)$$

W_i はウェーブレット変換された時系列 \mathbf{x}_i を表す行列である。この場合、閾値を下回る組み合わせは 2 つあり、4 つの時系列がその類似性に関して 2 つのクラスタを形成していることになる。では、もし、 dist_c と $\text{dist}(W_1, W_3)$ の大小関係が逆であったとしたらどうなるか。その場合、「 \mathbf{x}_1 と \mathbf{x}_3 が近いとみなせるのであるから、これらは同じクラスタに属するべきである」という考え方に従うと、全系列がひとつの同じクラスタに属するということになる。しかしながら、同一クラスタ内でありながら \mathbf{x}_2 と \mathbf{x}_4 のように類似しているとは言い難い組み合わせがあるということは、クラスタリングの意味を不明瞭にしてしまう恐れがある。類似性の高い時系列に分類するということを重

視するのであれば、距離が最も小さい時系列の組み合わせからクラスタを形成していき、既存のクラスタに新たな系列を加えるかどうかについては、候補となる系列と対象クラスタに属する系列とのすべての組み合わせについて求めた距離 $\text{dist}(W_i, W_j)$ が閾値 dist_c を下回る場合にのみ加えるルールの方が適切であると考えられる。クラスタの結合についても同様に考える。かくて、クラスタ形成のイタレーションアルゴリズムは次のようになる。

どのクラスタにも属していない時系列のなかで、最も距離の短い組み合わせとそのときの距離を求める。クラスタが形成されている場合は、どのクラスタにも属していない時系列と各クラスタの間の距離が最も短い時系列とクラスタの組み合わせとそのときの距離も求める。さらに、クラスタが既に複数ある場合はクラスタ間の距離が最も近い組み合わせとそのときの距離も求める。これらの距離がいずれも閾値を超える場合、イタレーションを打ち切る。そうでない場合は、これらの最短距離のうち、最初に求めたものが最も小さい場合、その距離にある2つの時系列で新たなクラスタをつくる。すでにクラスタがあり、二番目に求めた最短距離が最も小さい場合は、該当するクラスタにその時系列を組み入れる。クラスタが複数あり、三番目に求めた最短距離が最も小さい場合は、その距離にある2つのクラスタを結合する。なお、クラスタと時系列の間の距離はそのクラスタに属する時系列との距離の最大値、2つのクラスタ間の距離はそれぞれのクラスタに属する時系列の間の距離の最大値とする。

この手法では、閾値に対してクラスタ数は一意に定まるが、閾値を変化させた場合、クラスタ数が増加することもあれば減少することもあり、また変化しないこともある。閾値の上昇によってクラスタ数が減少した場合、それはひとつ上の階層のクラスタが形成されたことを意味する。各階層における時系列の類似性の要因について分析することは大変興味深いテーマであるが、これについての議論は今後の課題として残しておく。

3. 都道府県別鉱工業生産指数

地域景気循環の関連性について分析する際、地域レベルで小さなスケールから大きいスケールまで比較可能な時系列データがほとんど整備されていないことが大きな問題となる。このような問題が生じるのは、おそらく「景気」が地域によらず一意に定義される概念ではないからである。ここで、月ベースでの通時的な変動を地域間で比較することが容易であるという点から、月ごとの生産活動水準を景気とみなし、都道府県別鉱工業生産指数原系列（月次）の前年同期比を用いて地域景気循環の類似性およびそれらを類似させる要因について分析するという案について吟味しよう⁷⁾。特定の年を基準年とする都道府県別鉱工業生産指数を地域景気循環の時系列とみなすとするならば、この指数がラスパイレス指数である点に注意を払う必要がある。たとえば、基準年が2005年であれば、2005年のウェイトで重みづけして計算した指数が実際の生産活動水準から大幅に乖離していないと考えられる期間、すなわちラスパイレス・バイアスが問題とならないとみなせる期間として、2005年を中心に前後5年程度を標本期間とすべきであろう。一方、指数そのものではなくその前年同期比で景気変動を捉えることについてであるが、原系列に含まれる季節変動を最もシンプルな形で除去するには同期比が妥当であると考えられる⁸⁾。また、ラスパイレス指数の場合、前年同期比の解釈が容易であるという点にも留意すべきである。なお、前年同期比の代わりに年成長率を求めても同様の効果が期待できるが、前節で述べたように、地域景気循環の類似性の評価に式（10）で定義された「距離」を用いる場合、符号が入れ替わることのある成長率では「距離」の解釈が難しくなるという問題がある。

鉱工業生産指数は各都道府県が独自に公表している指数であるが、全都道府県の長期時系列データを作成するための遡及算出についてはNEEDSが行っており、以下ではNEEDSが作成した2012年3月版の都道府県別鉱工業生産指数（2005年基準）を用いて分析する。標本期間は2001年1月から

2011 年 8 月までとする⁹⁾。図 1-1 から図 1-8 は各地方における都道府県別鉱工業生産指数（前年同期比）の推移を 2001 年 1 月から 2011 年 8 月までプロットしたものである。全体としてみると、多くの地域で大きなスケールでの景気循環の類似性が確認できる¹⁰⁾。これは地域景気循環が同期するという定型化された事実に相当するものである。また、東日本については地域の景気変動が比較的穏やかで、そのためにどの地域も似たような景気変動をしているようにみえるのに対し、西日本には変動が激しい地域が多く、それゆえに地域によって異なる景気循環があるという印象を受ける。

これらの時系列の各スケールにおける時間局在的な周期的特性を捉えるために、石山（2013b）と同様に Morlet マザーウェーブレット

$$\psi_{\omega_0}(t) = \pi^{-\frac{1}{4}} e^{i\omega_0 t} e^{-\frac{t^2}{2}} \quad (12)$$

を用いて時系列をウェーブレット変換し、ウェーブレット変換された時系列の類似性を測るために前節で定義した「距離」を求めた¹¹⁾ところ、都道府県の時系列の組み合わせ全 1081 通り¹²⁾における「距離」の分布は図 2 のようになった。図の横軸のラベルは各区間の階級値（単位はラジアン）を示している。このヒストグラムでは区間幅が統一されているため、各区間の矩形の高さが相対度数を表している。横軸の階級値 0.11 を度数法に換算すると $6^{\circ} 18' 9''$ となる。この図から、地域間景気循環のほとんどの組み合わせについて、違いがあっても 6° 程度であるということがわかる。例外は沖縄県以外の地域と長崎県との組み合わせ 45 通りと愛媛県と山梨県の組み合わせであり、ヒストグラム右側の小さな山がそれに該当する。確かに図 1-8 に描かれた長崎県の景気変動は同地方の他の県とは大きく異なっているようにみえる。しかしながら、ほかの県の組み合わせについて 6° のずれが小さいかということ、図 1-1 から図 1-8 に描かれたグラフから判断する限りでは、全期間を通じて様々なスケールで景気循環のコムーメントがあるということにはより厳しい評価が必要であると考えられる。式（10）で定義された時系列間の「距離」はゼロに近いほど多くのスケール領域、時間領域で類似した変

動があることを示す。以下では、やや恣意的ではあるが、ラジアン単位で0.05、度数法の表記で $2^{\circ} 51' 53''$ より短い距離にある2つの時系列について期間全体でのコムーブメントが起きていると判定する。

前節で説明したクラスタリングアルゴリズムを用いて、2001年1月から2011年8月にかけて地域景気循環のコムーブメントが起きている地域を分類したところ、表1のようになった。表頭はクラスタ番号であり、その下の行のセルに同一クラスタに属する都道府県名がクラスタに加わった順に上から記入されている。クラスタ番号については、番号の若い方が先に形成されたクラスタであることを意味する。したがって、この表から茨城県の景気変動と埼玉県の景気変動が最も類似性が高かったことがわかる。このことは、都道府県が隣接していることが都道府県景気循環のコムーブメントを説明する要因のひとつであることを示唆しているかもしれない。次節ではこのようなコムーブメントを引き起こす要因について議論する。なお、閾値 $dist_c$ を0から0.05まで増加させたときのクラスタ数の変化については図3に描写されている。この図から、 $dist_c$ が0.01を超えたところで最初のクラスタが形成されたことがわかる。また、表1の分類に至るまでにクラスタの結合が複数回あったことが読み取れる。

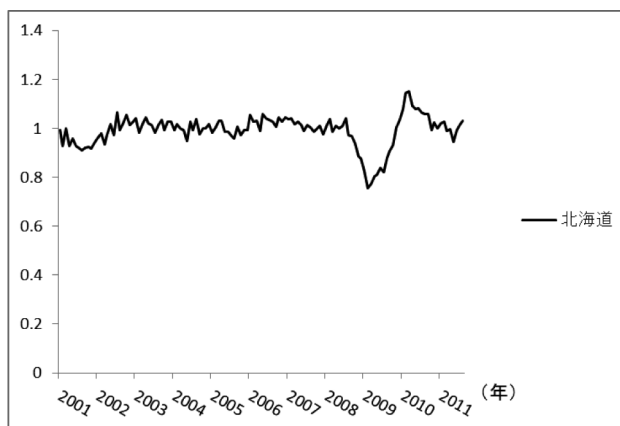


図1-1 北海道地方 鋳工業生産指数（前年同期比）

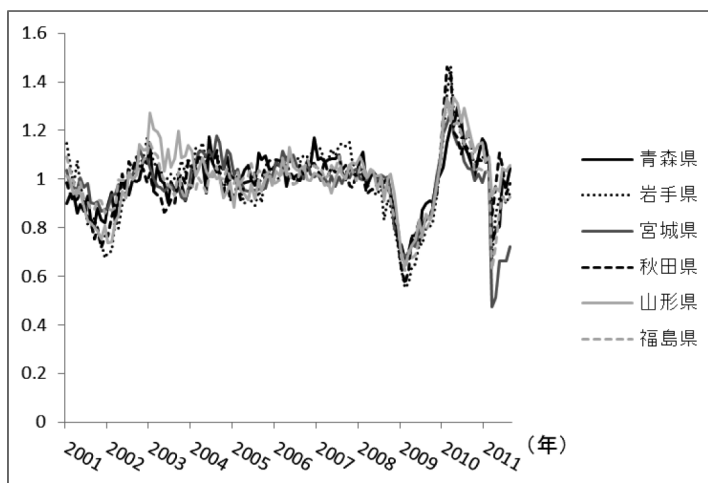


図 1 - 2 東北地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

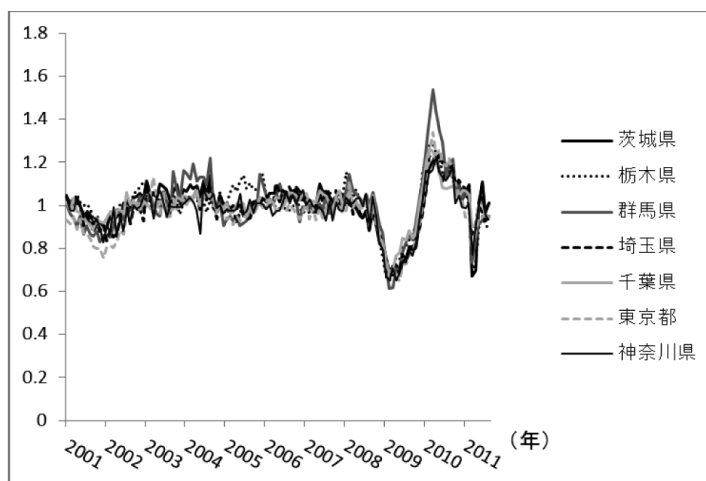


図 1 - 3 関東地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

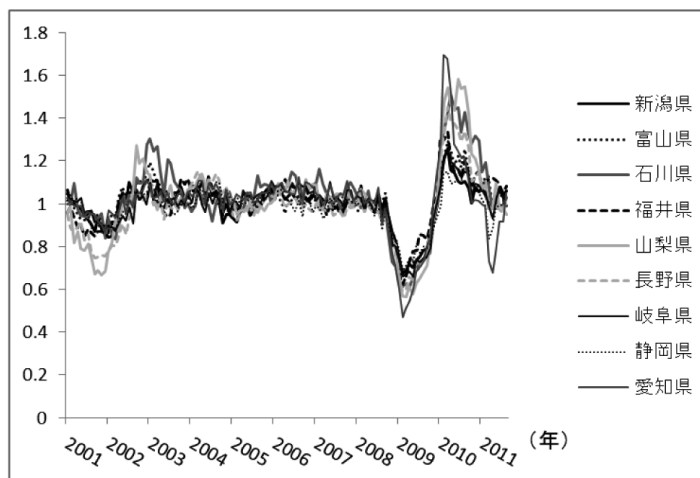


図 1 - 4 中部地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

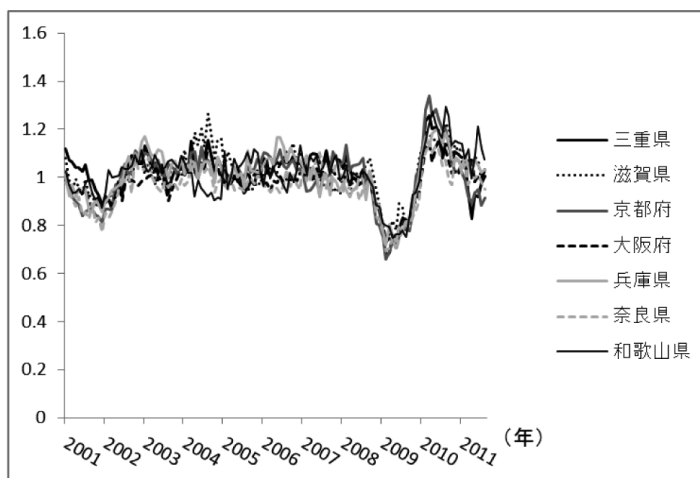


図 1 - 5 近畿地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

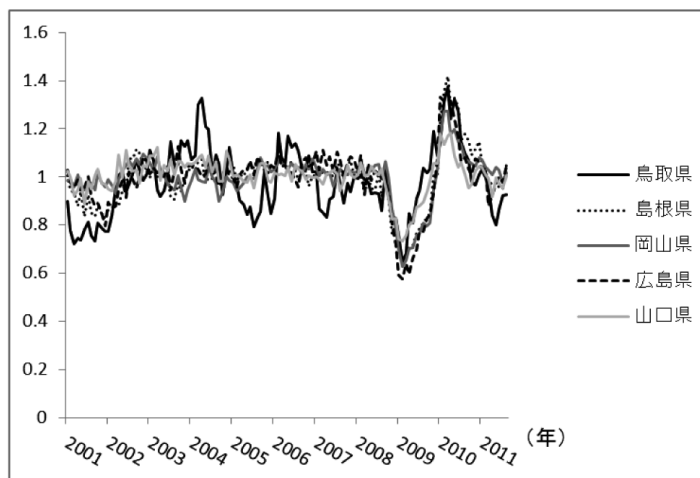


図 1－6 中国地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

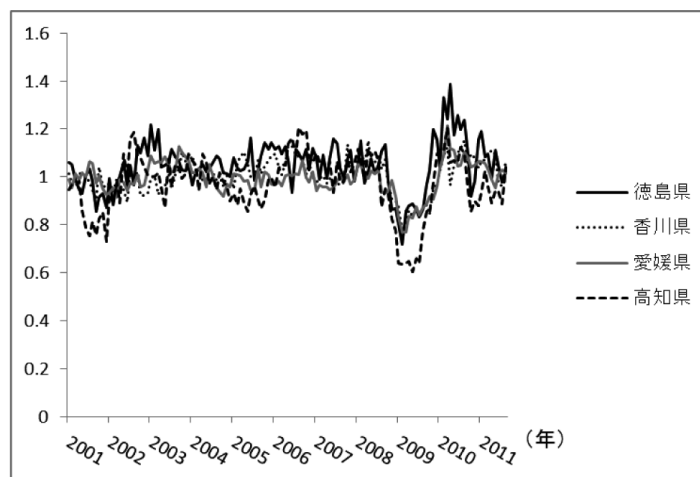


図 1－7 四国地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

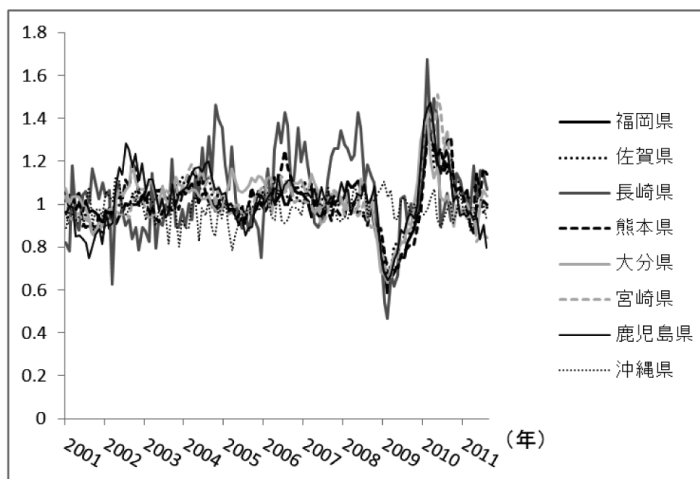


図 1 - 8 九州・沖縄地方 鉱工業生産指数（前年同期比）

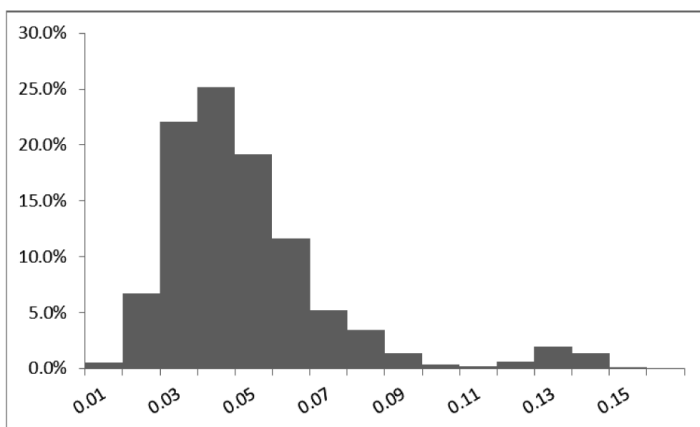


図 2 都道府県景気循環の「距離」の分布（横軸単位：ラジアン）

表 1：地域景気循環のクラスタリング結果（ $dist_c = 0.05$ ）

1	2	3	4	5	6	7	8	9
茨城	北海道	東京	群馬	宮城	高知	石川	鳥取	岩手
埼玉	山口	京都	宮崎	滋賀	熊本	愛知	鹿児島	山形
神奈川	佐賀	三重	福島	愛媛	福岡			
岐阜	千葉	栃木	和歌山					
新潟	大阪							
福井	青森							
静岡	奈良							
富山	兵庫							
岡山	徳島							
島根	香川							
広島	沖縄							
秋田								
長野								
大分								

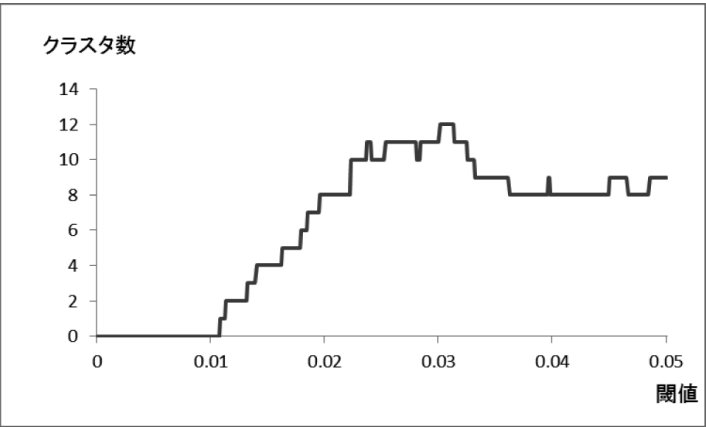


図 3 閾値によるクラスタ数の違い（横軸単位：ラジアン）

4. コムーブメントを引き起こす要因

前節ではコムーブメントを捉えるためのクロスウェーブレット解析について議論した。本節では、日本の地域景気循環の間でコムーブメントが起こる原因をどのような追加的データを用いてどのように特定するかについて考察する。スペクトル解析に自己相関モデルが対応している¹³⁾ように、クロスウェーブレット解析にもこれに対応する計量モデルがあると予想されるが、筆者の知る限りにおいてそのようなモデルの存在について報告された例はない¹⁴⁾。それゆえ、目下のところは、コムーブメントを引き起こす要因についてはクロス集計に関するノンパラメトリック検定を暫定的な分析手法として提案する。

クラスタリングの結果、最も類似した景気変動を示した2県の組み合わせが隣り合う茨城県と埼玉県であったことから、まずは、2つの地域が陸上で共通の境界をもつ、すなわち陸上隣接していることがコムーブメントの要因のひとつであると予想する。式(10)で定義した時系列間の「距離」に関して、閾値を $dist_c = 0.05$ としてこれより「距離」の近い2つの地域の景気循環が標本期間を通してコムーブメントしていると判断することにして、コムーブメントの有無と陸上隣接の有無の同時度数を求めたところ表2のような結果となった。一見して、陸上で隣接している地域の方が若干、コムーブメントが観測される割合が高いように見える。この差が有意であるか否かは後ほど確認する。

ところで、表1は遠く離れた地域間で長期間のコムーブメントが起きていることも示している。Frankel and Rose (1998) 等は、国際貿易によって強く結びついている国同士で景気循環の相関が高いという分析結果を報告している。日本国内においても、移出入による強い結び付きが地理的に離れた都道府県間におけるコムーブメントが引き起こしている可能性がある。都道府県間の移出入による結び付きの強さについては、たとえば、全国貨物純流動

日本の地域景気循環に対するクロスウェーブレット解析（石山）

調査（物流センサス）の都道府県間流動量からある程度把握することが可能である。国土交通省ホームページ¹⁵⁾よりダウンロードした都道府県間流動量¹⁶⁾のデータに基づき、先ほどと同様にコムーブメントの有無と物流による結び付きの強さに関する同時度数を求めると、結果として表3が得られた。双方向の貿易が活発でない場合に比べて双方向の貿易が盛んな場合はコムーブメントが起きている割合が明らかに高い。この表は物流による結び付きがコムーブメントの要因となっていることを示唆しているといえるだろう。

最後に、産業構造の類似性とコムーブメントの関係について議論する。まずは、各都道府県の産業構造をいかにして表すかであるが、平成21年度県民経済計算年報¹⁷⁾に記載された2005年度の製造業名目生産額に占める各部門の構成比を成分とするベクトルでこれを表すこととする。産業構造の類似性については、各地域の構成比ベクトルのなす角の大きさで測るものとする。この値も2地域間の一種の「距離」であり、ゼロに近いほど類似性が高く、 0.5π に近いほど類似性が低いと解釈される。図2に描いたように、産業構造の類似性についてもヒストグラムを描いてみると図4のようになった。横軸のラベルは階級値を表す。都道府県間の産業構造の「距離」の分布は対称的であり、また、組み合わせとしては少ないが産業構造が非常によく似た地域やかなり異なる地域もあるようである。本研究では、この「距離」が0.6以下である2地域を比較的産業構造の近い地域とみなす。かくて、表4が得られる。

これまでに得られたクロス集計表からは地域景気循環のコムーブメントを引き起こす要因についてある程度の情報を得ることができるが、同時相対度数にみられる差が有意であるか否かを客観的に判断するためには独立性検定を実行する必要がある¹⁸⁾。物流とコムーブメントのクロスの場合、物流の多さと向きとを合わせて3段階に分けて考えるため、検定統計量は自由度2の χ^2 分布に従う。それ以外はそれぞれのカテゴリーを2つに分けるので、検定統計量は自由度1の χ^2 分布に従う。データから計算した検定統計量の値は、陸上隣接、物流、産業構造に対して、それぞれ、3.206, 41.830, 4.357

日本の地域景気循環に対するクロスウェーブレット解析（石山）

となった。要因に地方分類を加え、要因間およびコムーブメントとの独立性検定における有意確率を表5にまとめた。コムーブメントと各要因の間の独立性についての有意確率は、陸上隣接で7.33%，物流で0.00%，産業構造で3.69%，同一地方で59.39%となっている。物流と産業構造については、有意な関連性がみられなかった。これらの結果は、物流による結び付きの強さと産業構造の類似性の両方がそれぞれ地域景気循環のコムーブメントに寄与していることを示唆している。

表2：陸上隣接とコムーブメント

		コムーブメント		計
		あり	なし	
陸上隣接	あり	63	23	86
	なし	633	362	995
計		696	385	1081

表3：物流とコムーブメント

		コムーブメント		計
		あり	なし	
物流	両方向とも強い	326	104	430
	片方向のみ強い	118	79	197
	両方向とも弱い	252	202	454
計		696	385	1081

日本の地域景気循環に対するクロスウェーブレット解析（石山）

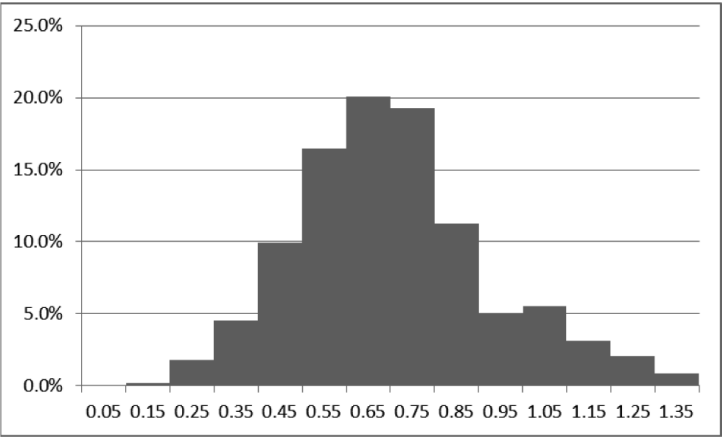


図 4 都道府県間の産業構造の「距離」の分布（横軸単位：ラジアン）

表 4：産業構造とコムーブメント

		コムーブメント		計
		あり	なし	
産業構造	近い	244	111	355
	遠い	452	274	726
計		696	385	1081

表 5：コムーブメントと各要因および各要因の間の独立性

	コムーブメント	陸上隣接	物流	産業構造	地方分類
コムーブメント					
陸上隣接	0.0733				
物流	0.0000	0.0000			
産業構造	0.0369	0.0010	0.4179		
地方分類	0.5939	0.0000	0.0000	0.0064	

5. おわりに

本研究では、日本の地域景気循環の関連性を定量的に捉え、地域景気循環が一定期間にわたって類似した変動をする要因を明らかにする方法について考察した。地域の景気変動には在庫変動から技術革新まで様々なスケールでの周期的変動が含まれていることから、各スケールにおける時間局在的な周期的変動を特徴づけるウェーブレット変換に我々は着目した。さらに、ウェーブレット変換された時系列間の類似性の高さを評価するために、Aguilar-Contraria and Soares（2011）が考案した指標を日本の地域景気循環の関連性を捉える指標として用いることを提案した。さらに、この指標に基づいて、どの地域とどの地域が関連しているかを整理するためのクラスタリングアルゴリズムについても議論した。

ところで、地域景気循環の関連性を議論するうえで一番問題になるのがデータ不足である。我々は、地域の景気を表す時系列として浅子ほか（2007）と同様に鉱工業生産指数を用いることとし、Nikkei NEEDS CIDIc に同梱されている都道府県別鉱工業生産指数（原系列）の2001年1月から2011年8月までの前年同期比を対象にして地域景気循環の関連性とその要因に関する分析を行った。その結果、我々は、物流による地域間の結び付きの強さと産業構造の類似性の両方が上記の期間にわたる地域景気循環のコムーブメント現象を引き起こしていることを示唆する結果を得た。

近年、クロスウェーブレット解析によって地域景気循環の関連性を捉える試みが注目を集めているが、スペクトル解析とは異なり、クロスウェーブレット解析には対応するメタモデルが発見されていない。そのため、様々なスケールにおける地域景気循環のコムーブメントの要因分析に対しては、本研究のようなノンパラメトリック検定による暫定的な分析に頼らざるを得ないという点には留意しておくべきである。

なお、本研究では地域景気循環の関連性をコムーブメントとして捉えてい

るが、これが同期現象であることを確認するには各地域の経済に固有の非線形ダイナミクスがあるか否かを検定する必要がある。本研究で得られた定型化された事実に基づくマクロ動学モデルを構築するには、このような追加的な統計調査が今後の課題になると考えられる。

謝辞

本研究は JSPS 科研費課題番号 24653050 の助成を受けたものである。この科研費共同研究の準備的段階として筆者単独での研究活動を快く承諾して下さいった研究代表者の小野崎教授に心より感謝の意を表す。尚、本論文に残されたいかなる誤りも筆者が責任を持つものである。

注

- 1) 孤立した状態で自律振動する振動子の結合による相互作用で起きる現象を指す「同期」という概念ではなく、より定義のあいまいな「コムーブメント」という用語を本研究では用いている。位相差ゼロでの同期はコムーブメントの一種であり、自律振動子の結合とみなせるかどうかが明確でない地域レベルでの景気循環の関連性を議論するにはコムーブメントを用いた方が無難であると考えられるからである。
- 2) 浅子ほか（2007）は、地域特有の産業構造の変遷のほか、地域特有の景気対策の発動や地域特有の自然災害の発生などが日本の地域レベルでの景気循環を異なるものにする要因となりうると指摘している。
- 3) この定型化された事実については、たとえば Clark and van Wincoop（1999）を参照せよ。
- 4) 孤立した状態では多少異なる周期で振動する 2 つの振動子をカップリングしたとき、そのカップリング係数が一定の水準に達していれば結合が弱くとも各々の振動子の周期が多少異なっていようと振動の同期が起こる。これがオランダの研究者 Huygens によって発見されたモードロッキングという現象である。
- 5) たとえば、大塚（2011）、和合・各務（2005）をみよ。
- 6) 日本の景気循環に関しては、たとえば、脇田（2007）が在庫循環について、宮川・浜渦（2007）が更新投資循環についてそれぞれ実証分析している。
- 7) このことについては浅子ほか（2007）で既に考察されており、地域景気循環を捉える指標として消去法的に鉱工業生産指数が採用されている。

- 8) 前年同期比は季節性への簡便な対処法であるが、「1 年前に大きな増減があった場合、当年に大きな変化がなくても、前年比は大きく変動する」（有田 2012, p. 34）という問題がある点には注意が必要である。
- 9) 2001 年 1 月から 2011 年 8 月までの期間には、内閣府経済社会総合研究所が報告する景気循環の第 13 循環の景気後退期から第 15 循環の景気拡張期までが含まれている。また、この期間には 2011 年 3 月 11 日に発生した東日本大震災以降の数ヶ月も含まれている。東日本大震災は東北地方に大きな爪痕を残した自然災害であるが、本研究における地域景気循環の関連性に関する要因分析に限っては、その影響力は小さいと考えられる。
- 10) 石山（2012）においても名目 GDP 成長率階差について同様の図を描画しているが、鉱工業生産指数前年同期比の図と比較すると、地域間での違いがどの地方でもより顕著であるようにみえる。
- 11) ウェーブレット変換および変換された系列に対する距離計算に関しては、フリーソフトウェアである Octave（バージョン 3.6.2）を使用した。また、マザーウェーブレットのパラメータ ω_0 については $\omega_0 = 6$ とした。
- 12) ${}_{47}C_2 = 1081$
- 13) このことに関しては例えば Stüssmuth（2003）p. 24 以降で言及されている。
- 14) このような計量モデルを発見することは計量経済学を発展させるうえで非常に意義のある研究であると考えられる。
- 15) 国土交通省ホームページ：<http://www.mlit.go.jp/>
- 16) 本研究では、2005 年全国貨物純流動調査（物流センサス）集計表、表Ⅳ－1－1 都道府県間流動量（品類別）－重量－品類合計を使用した。本研究では、地域 A から地域 B への流動量が中央値より高い場合、その方向での物流による地域間の結び付きが強く、低い場合は弱いとみなしている。
- 17) 県民経済計算については各都道府県のホームページを 2012 年 6 月 6 日に訪問し、産業別 2005 年度名目生産額のデータが入ったエクセルファイルを入手した。
- 18) もし、式（10）によって求められる地域景気循環の類似の度合いが物流による結び付きの強さや陸上隣接の有無、産業構造の近さのレベルと線形関数の関係を持つのであれば、独立性検定ではなく多重回帰分析によって各要因の係数に関する検定を行う方がより適切であるが、今回のデータに関しては、そのような多重回帰モデルを想定した場合、重決定係数が非常に小さな値をとってしまったため、多重回帰モデルに対するそれ以上の分析は行っていない。

参考文献

- [1] Aguiar-Conraria, L. and Soares, M. J. (2011) “Business cycle synchronization and the Euro: A wavelet analysis”, *Journal of Macroeconomics* 33, pp. 477–489.
- [2] Clark, T. and van Wincoop, E. (1999) “Borders and Business”, *Research Working Paper*, RWP 99–05, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- [3] Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1998) “The endogeneity of the optimum currency area criteria”, *The Economic Journal*, Vol. 108, pp. 1009–1025.
- [4] Imbs, J. (1999) “Co-Fluctuations”, *CEPR Discussion Paper*, No. 2267.
- [5] Ishiyama, K. (2010) “Unstable periodic orbits and complex behavior of two interacting Keynes-Wicksell-Goodwin economies”, *RIMS Kôkyûroku* 1713, pp. 8–24.
- [6] Selover, D. D., Jensen, R. V., Kroll, J. (2005) “Mode-locking and Regional Business Cycle Transmission”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 23, pp. 591–613.
- [7] Stock, J. H. and Watson, M. W. (2005) “Understanding changes in international business cycle dynamics”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, pp. 968–1006.
- [8] Süßmuth, B. (2003) “*Business Cycles in the Contemporary World*”, Physica-Verlag Hedelberg, New York.
- [9] 浅子和美, 板 明果実, 上田貴子 (2007) 「景気の地域別先行性・遅行性」浅子和美, 宮川 努 (編) 『日本経済の構造変化と景気循環』, 東京大学出版会, 第 9 章, 190–213 頁.
- [10] 有田帝馬 (2012) 『入門季節調整』, 東洋経済新報社.
- [11] 石山健一 (2012) 「地域経済の景気変動パターンと相互作用に関する計量分析」, 『国士舘大学政経論叢』第 162 号, 53–74 頁.
- [12] 石山健一 (2013a) 「KWG モデルに対するウェーブレット解析」, 『国士舘大学情報科学センター紀要』第 34 号, 27–40 頁.
- [13] 石山健一 (2013b) 「景気循環の 2 つの定義と地域景気循環のコムーブメント」, 『国士舘大学政経論叢』第 164 号, 33–50 頁.
- [14] 大塚芳宏 (2011) 「マルコフ・スイッチング時空間自己回帰モデルによる日本の地域別の景気循環の計量分析」, 『日本統計学会誌』第 40 巻, 第 2 号, 89–109 頁.
- [15] 経済産業省経済産業政策局調査統計部 (2010) 『指数の作成と利用鉱工業指数読本第 6 版』, 社団法人経済産業統計協会.
- [16] 宮川 努, 浜潟純大 (2007) 「ヴィンテージ資本と更新投資循環」, 浅子和美, 宮川 努 (編) 『日本経済の構造変化と景気循環』, 東京大学出版会, 第 7 章,

130-151 頁.

- [17] 脇田 成（2007）「在庫循環図のモデルと計量分析」, 浅子和美, 宮川 努（編）『日本経済の構造変化と景気循環』, 東京大学出版会, 第 6 章, 108-129 頁.
- [18] 和合 肇, 各務和彦（2005）「空間的相互作用を考慮した地域別景気の動向」, 『ファイナンス・レビュー』, 第 78 号, 71-84 頁.